

**Auswirkungen des Wechsels auf IFRS und US-GAAP
auf die Gewinnprognosen von Analysten**

—

**Empirische Analyse in Anlehnung an
Ernstberger/Krotter/Stadler (2008)**

Roland Paarz

Discussion Paper 2010-1

10. Mai 2010



Munich School of Management

University of Munich

Fakultät für Betriebswirtschaft

Ludwig-Maximilians-Universität München

Online at <http://epub.ub.uni-muenchen.de>

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis	I
1 Problemstellung.....	1
2 Empirische Untersuchung zur Prognosegenauigkeit von Analysten	2
2.1 Studie von <i>Ernstberger/Krotter/Stadler</i> (2008)	2
2.1.1 Hypothesen und Studiendesign	2
2.1.2 Ergebnisse der Studie	5
2.2 Empirische Analyse in Anlehnung an <i>Ernstberger/Krotter/Stadler</i> (2008).....	8
2.2.1 Anpassungen	8
2.2.2 Ergebnisse	10
2.2.3 Analyse der empirischen Befunde	18
3 Fazit	20
Literaturverzeichnis	22

1 Problemstellung

Dass Rechnungslegungsinformationen Einfluss auf die Kursbildung von Aktien an der Börse nehmen, wird unter theoretischen Gesichtspunkten häufig unterstellt. Empirisch wird dieser Zusammenhang mittels verschiedener Ansätze untersucht, die diversen Kritikpunkten ausgesetzt sind.¹ Insbesondere die Analyse der Informationsverarbeitung bei der Umstellung der Bilanzregeln von dem Gläubiger schützenden HGB-Abschluss auf die der Anlegerinformation dienenden IFRS-Abschlüsse stellt eine interessante Aufgabe dar. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) untersuchen diesen Zusammenhang anhand der Genauigkeit der Analystenschätzungen bezüglich des Gewinns pro Aktie.² Sie betrachten hierzu 22.459 monatliche Konsensschätzungen für 591 deutsche Unternehmen von 1998 bis 2004.³ In diesen Jahren konnten deutsche Unternehmen freiwillig von dem bis 1998 ausschließlich befreienden Konzernabschluss nach HGB auf den Konzernabschluss nach IFRS wechseln. Die Anwendung der IFRS wurde für Geschäftsjahre, die nach dem 31.12.2004 beginnen, für alle kapitalmarktorientierten Konzerne, deren Muttergesellschaft ihren Sitz in der EU haben, obligatorisch.⁴

Ziel dieser Untersuchung ist, die Modellspezifikation der Studie von *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) und deren empirische Hypothesentests nachzuvollziehen und zu analysieren. Dabei werden einerseits die Hypothesen und deren Implementierung in die empirische Untersuchung erörtert und analysiert. Andererseits lässt sich das Untersuchungsdesign hinsichtlich Modellspezifikation und empirischer Methodik kritisch hinterfragen. Dabei wird ersichtlich, dass durch Weiterentwicklung der Modellspezifikation weitere aussagekräftige Erkenntnisse gewonnen werden können.

¹ Vgl. zu einer systematischen Aufarbeitung und kritische Analyse der verschiedenen Untersuchungsmethoden *Holthausen/Watts* (2001).

² Vgl. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 26.

³ Vgl. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 38.

⁴ Vgl. Art. 4 der Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 19.07.2002 betreffend die Anwendung internationaler Rechnungslegungsstandards sowie § 315a Abs. 1 und 2 HGB a.F. für die zuvor freiwillige Übernahme der IFRS in Deutschland.

2 Empirische Untersuchung zur Prognosegenauigkeit von Analysten

2.1 Studie von Ernstberger/Krotter/Stadler (2008)

2.1.1 Hypothesen und Studiendesign

Ernstberger/Krotter/Stadler (2008) gehen davon aus, dass die Übernahme internationaler Rechnungslegung (IFRS und US-GAAP) zu einer qualitativen und quantitativen Informationsverbesserung führt.⁵ Diese Annahme wird von ihnen mit einer Beeinflussung der Prognosegenauigkeit der Analysten in Verbindung gebracht.⁶ Aus der theoretischen und empirischen Literatur zur Wirkung der IFRS entwickeln die Autoren folgende Hypothesen:⁷

Hypothese 1: Die Prognosegenauigkeit von Analysten ist für Unternehmen, die IFRS oder US-GAAP anwenden, größer als die für HGB-Anwender.

Hypothese 2: Die erstmalige Übernahme neuer Rechnungslegungsstandards führt zu einer geringeren Prognosegenauigkeit im Jahr der Übernahme als in anderen Berichtsperioden. Die Prognosegenauigkeit sinkt insbesondere beim Wechsel von HGB auf US-GAAP.

Hypothese 3: Im Jahr nach der erstmaligen Übernahme neuer Rechnungslegungsstandards unterscheidet sich die Prognosegenauigkeit der Analysten nicht von anderen Berichtsjahren, exklusive der Prognosegenauigkeit im Jahr der erstmaligen Übernahme neuer Standards (siehe Hypothese 2).

Zur Überprüfung dieser Hypothesen dient eine nach Unternehmen geclusterte Regression,⁸ die die Prognosegenauigkeit der *earnings-per-share*-Konsensschätzungen auf die jeweils vom Unternehmen angewandte Rechnungslegung und weitere Kontrollvariablen regressiert. Bei der Bestimmung der Prognosegenauigkeit greifen

⁵ Vgl. Ernstberger/Krotter/Stadler (2008), S. 30.

⁶ Vgl. hierzu auch die Studien von Hope (2004), Hope (2003), Acker/Horton/Tonks (2002), Higgins (1998), Lang/Lundholm (1996).

⁷ Vgl. zur Hypothesenbildung Ernstberger/Krotter/Stadler (2008), S. 31 f.

⁸ Weitere Angaben zur Regression werden von Ernstberger/Krotter/Stadler nicht offengelegt.

Ernstberger/Krotter/Stadler (2008) die Operationalisierung von Vorgängerstudien auf:⁹

$$(2.1) \quad FA_MEDIAN_{i,m,t} = \frac{-|median_eps_{i,m,t} - eps_{i,t}|}{pps_{i,m,t}};$$

mit: $median_eps_{i,m,t}$ = Median der EPS-Analystenschätzungen für das Unternehmen i im Beobachtungsmonat m für das Berichtsjahr t ;
 $eps_{i,t}$ = tatsächliche EPS des Unternehmens i im Berichtsjahr t ;
 $pps_{i,m,t}$ = Aktienkurs des Unternehmens i in der Mitte des Beobachtungsmonat m des Berichtsjahres t .

Die Prognosegenauigkeit wird auf Basis der monatlichen Median-Analystenkonsensschätzungen des Gewinns pro Aktie für das Berichtsjahr t gemessen.¹⁰ Als abhängige Variable $FA_MEDIAN_{i,m,t}$ dient der absolute Prognosefehler in Bezug zum tatsächlichen Gewinn pro Aktie, standardisiert durch den jeweiligen Aktienkurs in der Mitte des Beobachtungsmonats. Die Verwendung monatlicher Median-Konsensussschätzungen zeigt sich robuster gegen stark abweichende Prognosen einzelner Analysten als mittlere Konsensussschätzungen. Infolge der Standardisierung beeinflussen unterschiedliche Kursniveaus die abhängige Variable $FA_MEDIAN_{i,m,t}$ nicht.¹¹

Als erklärende Variablen werden Dummy-Variablen für die angewandten Rechnungslegungsstandards definiert ($IFRS_{i,t}$, $US_{i,t}$ und $HGB_{i,t}$). Dabei nehmen die rechnungslegungsbezogenen Variablen den Wert 1 an, wenn sich die beobachtete monatliche Konsensussschätzung auf ein Berichtsjahr t bezieht, in welchem das Unternehmen i auf Basis der jeweiligen Rechnungslegungsstandards (IFRS, US-GAAP und HGB) berichtet. Ansonsten nehmen sie den Wert Null an. Zum Test der Hypothese 2 und 3 wird die Dummy-Variable $ADOPT_{i,t}$ definiert, die im Berichtsjahr der erstmaligen Anwendung von IFRS und US-GAAP den Wert 1 annimmt. Bezieht sich die EPS-Medianschätzung hingegen auf ein Unternehmen i , das im Berichtsjahr t nach

⁹ Vgl. Hope (2004), S. 29; Lang/Lins/Miller (2003), S. 324 und insb. Lang/Lundholm (1996), S. 476.

¹⁰ Sowohl Hope (2004), Lang/Lins/Miller (2003), Lang/Lundholm (1996) als auch Ernstberger/Krotter/Stadler (2008) beziehen ihre Daten aus der I/B/E/S-Datenbank.

¹¹ Vgl. Ernstberger/Krotter/Stadler (2008), S. 32.

HGB Rechnung legt oder schon seit mindestens einem Berichtsjahr IFRS oder US-GAAP anwendet, so ist der Wert für $ADOPT_{i,t}$ Null.¹²

Des Weiteren werden folgende in Tabelle 2.1 aufgelisteten Kontrollvariablen in die Regression einbezogen:

Variable	Beschreibung	Datenherkunft
TIME	Zeitraum zwischen Konsensusschätzung und Bekanntgabe des tatsächlichen Gewinns pro Aktie (gemessen in Tagen)	I/B/E/S
log(MCAP)	natürlicher Logarithmus der Marktkapitalisierung in Mio. EUR am Ende des beobachteten Jahres	I/B/E/S
COVERAGE	Anzahl der in die Konsensus-Prognose einfließenden Einzelprognosen	I/B/E/S
DAX, MDAX, TECDAX, NEW_MARKET, SDAX	Dummy-Variable für die Zugehörigkeit des betrachteten Unternehmens zum jeweiligen Index (der Neue Markt ist als TECDAX kodiert)	Deutsche Börse AG
BETA	erwarteter Betafaktor des Unternehmens zu Beginn des betrachteten Monats berechnet durch ein Multifaktorenmodell	BARRA
LOSS	Dummy-Variable für die Veröffentlichung eines Verlustes im Beobachtungsjahr bzw. im Vorjahr	DataStream
US_CROSSLIST	Dummy-Variable für das Listing an einer US-amerikanischen Börse	EDGAR-Datenbank der SEC
GDP	Veränderung des weltweiten Bruttoinlandsprodukts im beobachteten Berichtsjahr	International Monetary Fund
YEAR_1999, ..., YEAR_2004	Dummy-Variablen für das Beobachtungsjahr (mit YEAR_1998 als Referenzgruppe)	I/B/E/S
SIC_14, ..., SIC_96	51 Dummy-Variablen für die Branchenzugehörigkeit gemäß zweistelligen SIC-Codes (mit SIC_60 als Referenzgruppe)	DataStream

Tabelle 2.1: Kontrollvariablen nach *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008).

Ernstberger/Krotter/Stadler (2008) ziehen zwei Modelle für die Hypothesentests heran. Modell 1 beinhaltet die Dummyvariablen für die jeweilige Rechnungslegung des betrachteten Unternehmens unter Berücksichtigung der in Tabelle 2.1 genannten Kontrollvariablen:

$$(2.2) \quad FA_MEDIAN_{i,m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IFRS_{i,t} + \alpha_2 US_{i,t} + \alpha_y Kontrollvariablen_{y,i,m,t} + \varepsilon_{i,m,t};$$

mit: α = Regressionskoeffizient;
 y = Index für Kontrollvariable;
 ε = Fehlerterm.

¹² Vgl. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 32 f.

In einem zweiten Modell (Modell 2) werden die Hypothesen 2 und 3 überprüft. Hierzu wird Modell 1 um die Variable $ADOPT_{i,t}$ erweitert, die eine erstmalige Anwendung internationaler Rechnungslegung nach IFRS oder US-GAAP anzeigt:

$$\begin{aligned}
 (2.3) \quad FA_MEDIAN_{i,m,t} = & \beta_0 + \beta_1 IFRS_{i,t} + \beta_2 US_{i,t} \\
 & + \beta_3 ADOPT_{i,t} * IFRS_{i,t} * HGB_{i,t-1} + \beta_4 ADOPT_{i,t} * IFRS_{i,t} * US_{i,t-1}, \\
 & + \beta_5 ADOPT_{i,t} * US_{i,t} * HGB_{i,t-1} + \beta_6 ADOPT_{i,t} * US_{i,t} * IFRS_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 ADOPT_{i,t-1} * IFRS_{i,t} + \beta_8 ADOPT_{i,t-1} * US_{i,t} \\
 & + \beta_y Kontrollvariablen_{y,i,m,t} + \varsigma_{i,m,t}
 \end{aligned}$$

mit: β = Regressionskoeffizient;
 y = Index für Kontrollvariable;
 ς = Fehlerterm.

Infolge der Korrelationsanalyse von abhängiger Variable und erklärenden Variablen wird deutlich, dass ein starker Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße ($\ln(MCAP)$), Indexzugehörigkeit (DAX , $MDAX$, $TECDAX$, $NEWMARKET$ und $SDAX$) und Analystenabdeckung ($COVERAGE$) besteht.¹³ Die genannten Variablen sind Indikatoren für das Informationsumfeld des jeweils betrachteten Unternehmens und können aufgrund ihrer Multikollinearität nicht gemeinsam in das Regressionsmodell aufgenommen werden. Zum einen würde das Verfahren zur Schätzung der Regressionskoeffizienten beim Einbezug der multikollinearen Variablen instabil und Aussagen zur Schätzung der Regressionskoeffizienten zunehmend ungenau. Zum anderen hätte dies eine mehrdeutige Modellinterpretation zur Folge.¹⁴

2.1.2 Ergebnisse der Studie

Ernstberger/Krotter/Stadler (2008) können aus der Regression Erkenntnisse bezüglich der zuvor dargestellten Hypothesen ziehen. Es zeigt sich in den Modellen 1a bis 1c ein signifikant positiver Einfluss der internationalen Rechnungslegung – sowohl IFRS als auch US-GAAP – auf die Prognosegenauigkeit der Analysten gegenüber der handelsrechtlichen Rechnungslegung nach HGB.¹⁵ Insbesondere die Übernahme

¹³ Vgl. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 41.

¹⁴ Vgl. *Wooldridge* (2009), S. 95; *Backhaus et al.* (2008), S. 88.

¹⁵ Das Signifikanzniveau der geschätzten Koeffizienten für die Dummy-Variablen *IFRS* und *US-GAAP* liegt bei 5% bzw. 1%. Vgl. hierzu Tabelle 2.2.

der US-GAAP führt zu einer Verbesserung hinsichtlich der Median-EPS-Schätzungen. Die Medianprognosen des Gewinns pro Aktie für Unternehmen, die nach IFRS Rechnung legen, sind hingegen weniger exakt.¹⁶

Gleiche Schlüsse können auch aus den Modellen 2a, b und c gezogen werden. Die Anwendung von IFRS und US-GAAP hat auch bei Einbezug der erstmalige Übernahme internationaler Rechnungslegung in die Regressionsanalyse einen auf dem 5%-igen bzw. 1%-igen Niveau signifikanten Einfluss auf die Median-Analystenprognosen. Allerdings sinkt die Prognosegenauigkeit im Jahr des Wechsels der Rechnungslegung von HGB auf US-GAAP (Koeffizient: -13,1639, -10,5109 bzw. -7,0910) signifikant (1%, 5% bzw. 10% Niveau). Eine derartige Verschlechterung der EPS-Medianschätzung bei erstmaliger Anwendung der IFRS kann nur bei Modell 2a bezüglich des Wechsels von HGB signifikant gezeigt werden. Andere Veränderungen der von den Unternehmen angewandten Rechnungslegungssysteme haben keinen signifikanten Einfluss auf die Prognosegüte der Analysten gemessen an den monatlichen Medianschätzungen des Gewinns pro Aktie.

Die Regression des Modells 2 soll gemäß Hypothese 3 weiterhin zeigen, dass die Prognosegenauigkeit im Jahr nach der Erstanwendung eines neuen Rechnungslegungssystems nicht signifikant verschieden zu der in allen anderen Jahren ist. Mithilfe von $ADOPT_{i,t-1}$ wird der Einfluss einer Übernahme von IFRS und US-GAAP auf das Folgejahr untersucht. Ein signifikanter Einfluss auf die Genauigkeit der EPS-Medianschätzung der Analysten ist nur im Folgejahr der erstmaligen US-GAAP-Anwendung in Modell 2a erkennbar. Wird das Informationsumfeld der Unternehmen anstatt dem natürlichen Logarithmus der Marktkapitalisierung mit der Analystenabdeckung oder der Indexzugehörigkeit gemessen, ergibt sich kein signifikanter Einfluss im Folgejahr. In Hinblick auf die IFRS-Erstanwendung lassen sich in den Modellen 2a-2c keine signifikanten Einflüsse im Folgejahr feststellen.

¹⁶ Der Koeffizient des US-GAAP-Dummies in den Modellen 1a-1c liegt mit durchschnittlich 11,23 um 6,85 höher als der des IFRS-Dummies. Vgl. hierzu Tabelle 2.2.

Variable	Exp. sign	Model (1a)	Model (1b)	Model (1c)	Model (2a)	Model (2b)	Model (2c)
Intercept	+/-	-34.5303 (-5.22) ***	0.9659 (0.18)	48782 (0.94)	-32.6992 (-5.26) ***	2.8239 (0.57)	6.3712 (1.33)
IFRS _t	+	4.0223 (2.05) **	4.8116 (2.35) ***	4.2926 (2.12) **	5.7959 (2.30) **	5.4084 (2.05) **	4.7703 (1.77) **
US _t	+	10.9675 (4.37) ***	12.5291 (4.69) ***	10.1942 (3.83) ***	14.0627 (4.70) ***	14.5277 (4.56) ***	11.8266 (3.64) ***
ADOPT _t *IFRS _t *HGB _{t-1}	-				-3.2187 (-1.37) *	-0.9415 (-0.38)	-0.6201 (-0.24)
ADOPT _t *IFRS _t *US _{t-1}	+/-				-0.5590 (-0.08)	0.6564 (0.10)	-0.4293 (-0.06)
ADOPT _t *US _t *HGB _{t-1}	-				-13.1639 (-2.77) ***	-10.5109 (-2.16) **	-7.0910 (-1.44) *
ADOPT _t *US _t *IFRS _{t-1}	+/-				-46.6096 (-1.36)	-42.7594 (-1.23)	-40.0627 (-1.15)
ADOPT _{t-1} *IFRS _t	+/-				-1.9733 (-0.59)	0.4534 (0.13)	0.1443 (0.04)
ADOPT _{t-1} *US _t	+/-				-4.5680 (-1.81) *	-1.7261 (-0.64)	-1.4853 (-0.64)
TIME _t	-	-0.0073 (-2.89) ***	-0.0046 (-1.86) **	-0.0031 (-1.26)	-0.0077 (-3.02) ***	-0.0048 (-1.90) **	-0.0031 (-1.27)
Log(MCAP _t)	+	5.7082 (9.90) ***			5.8414 (10.07) ***		
COVERAGE _t	+		0.4667 (5.73) ***			0.4731 (5.80) ***	
DAX _t	+			10.1541 (3.99) ***			10.3845 (4.07) ***
MDAX _t	+			2.8500 (1.90) **			2.9988 (1.94) **
TECDAX _t	+			10.0750 (3.12) ***			9.8080 (2.99) ***
NEW_MARKET _t	+			17.9628 (5.79) ***			17.3168 (5.53) ***
SDAX _t	+			-2.4246 (-1.14)			-2.2636 (-1.05)
BETA _t	-	-21.6880 (-6.78) ***	-22.1947 (-6.48) ***	-22.1784 (-6.52) ***	-22.6080 (-6.89) ***	-22.7071 (-6.47) ***	-22.4555 (-6.47) ***
LOSS _t	-	-22.3708 (-9.99) ***	-26.7435 (-11.20) ***	-27.6939 (-11.61) ***	-22.3421 (-9.99) ***	-26.7783 (-11.22) ***	-27.6906 (-11.61) ***
LOSS _{t-1}	-	-1.4515 (-0.53)	-4.7360 (-1.67) **	-5.1576 (-1.83) **	-1.3187 (-0.48)	-4.6289 (-1.64) *	-5.0607 (-1.80) **
US_CROSSLIST _t	+/-	-12.4066 (-4.77) ***	-4.7748 (-1.91) *	-2.2202 (-0.79)	-12.7218 (-4.91) ***	-4.8610 (-1.93) *	-2.3828 (-0.84)
GDP _t	+	1.9405 (1.30) *	2.5819 (1.72) **	2.5832 (1.72) **	1.7198 (1.27)	2.4193 (1.78) **	2.4167 (1.79) **
Year dummies	+/-	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry dummies	+/-	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations		22,459	22,459	22,459	22,459	22,459	22,459
Firms		591	591	591	591	591	591
Adjusted R ²		29.75%	26.50%	26.95%	30.21%	26.84%	27.21%

The table shows the regression results for model 1a-1c and 2a-2c as described in the text, i.e. the coefficients of the variables and the t-statistics (standard errors clustered by firm) in brackets below. For a description of the variables see Table xxx. The dependent variable is the analysts' forecast accuracy based on the median consensus forecasts (FA_MEDIAN). Industry dummy variables and year dummy variables are included in all models but not reported. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. Test statistics are one-tailed if the expected sign is one-sided and two-tailed otherwise.

Tabelle 2.2: Multivariate Regression nach Ernstberger/Krotter/Stadler (2008)¹⁷

¹⁷ Quelle: Ernstberger/Krotter/Stadler (2008), S. 42 f.

Mit einem Bestimmtheitsgrad gemessen am adjustierten R^2 von 26,50% bis 30,21% testen *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) ihre Hypothesen an einem Modell mit hoher Güte im Vergleich zu vorangegangenen Studien.¹⁸ Des Weiteren führen die Autoren unter anderem Sensitivitätsanalysen bezüglich des Zeitraums der Konsensusschätzungen¹⁹ und der Operationalisierung der Prognosegenauigkeit²⁰ sowie Tests zum *self selection bias* mit Hilfe der *Inverse Mills Ratio* durch.²¹

2.2 Empirische Analyse in Anlehnung an *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008)

2.2.1 Anpassungen

Um eine möglichst vergleichbare empirische Untersuchung zu *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) zu erhalten, wird die analysierte Stichprobe in gleicher Weise abgegrenzt:²² Untersucht werden demnach monatliche Median-Konsensusschätzungen der Gewinne pro Aktien aller Unternehmen, die gemäß I/B/E/S als deutsche Unternehmen klassifiziert sind und im Untersuchungszeitraum an einer deutschen Börse notiert waren. Als Untersuchungszeitraum dienen die Jahre 1998 bis 2004.²³

Mit Ausnahme des über das *Barra Europe Equity Model* berechneten Betafaktors konnten sämtliche Variablen der Modelle 1a-1c und 2a-2c nachvollzogen und in die Replikation einbezogen werden. Im Gegensatz zur Studie von *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) wurde auf die verfügbaren, kapitalmarktbasierten Betawerte der I/B/E/S-Datenbank zurückgegriffen. Eine weitere Einschränkung der Replikation ergibt sich hinsichtlich der Kontrolle der Branchenzugehörigkeit der untersuchten Unternehmen. Mit Rückgriff auf die Industrieklassifikation entsprechend *FTSE/DJ Industry Classification Benchmark* (ICB) werden 18 Branchen unterschieden. Als Referenzbranche dient die Erdöl- und Erdgasindustrie. Im Vergleich dazu ziehen *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) die zweistelligen SIC-Code Bran-

¹⁸ Vgl. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 42. Hierbei wird insbesondere auf die Studie von *Daske* (2005) verwiesen, die ein adjustiertes R^2 von 5,16% bis 8,32% ausweist.

¹⁹ Vgl. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 45.

²⁰ Vgl. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 48.

²¹ Vgl. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 45-48.

²² Vgl. im Folgenden *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 37.

²³ Vgl. für die Begründung des Untersuchungszeitraum *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008), S. 36 f.

cheneinteilung heran, die über eine feinere Aufteilung von 52 Industriezweigen verfügt.²⁴ In die Regression gehen folgende erklärende Variable ein:

Variable	Beschreibung	Datenherkunft
IFRS	Dummy-Variable für die Berichterstattung nach IFRS	Geschäftsberichte
USGAAP	Dummy-Variable für die Berichterstattung nach US-GAAP	Geschäftsberichte
ADOPT	Dummy-Variable für erstmalige Anwendung internationaler Rechnungslegung	Geschäftsberichte
TIME	Prognosezeitraum gemessen als Tage zwischen Konsensusschätzung und Monat der Veröffentlichung des Jahresberichts	I/B/E/S
ln(MCAP)	natürlicher Logarithmus der Marktkapitalisierung in Mio. EUR am Ende des beobachteten Jahres	I/B/E/S
COVERAGE	Anzahl der in die Konsensus-Prognose einfließenden Einzelprognosen	I/B/E/S
DAX, MDAX, TECDAX (inkl. Neuer Markt), SDAX	Dummy-Variable für die Zugehörigkeit des betrachteten Unternehmens zum jeweiligen Index (der Neue Markt ist als TECDAX kodiert)	Deutsche Börse AG
BETA	Betafaktor geschätzt durch das Marktmodell auf Basis von 60 Monatsrenditen gegen den CDAX (Datastream)	I/B/E/S
LOSS	Dummy-Variable für die Veröffentlichung eines Verlustes im Beobachtungsjahr bzw. im Vorjahr	Datastream
US_CROSSLIST	Dummy-Variable für das Listing an einer US-amerikanischen Börse	EDGAR-Datenbank der SEC
GDP	Veränderung des weltweiten Bruttoinlandsprodukts im beobachteten Berichtsjahr	Weltbank
YEAR_1999, ..., YEAR_2004	Dummy-Variablen für das Beobachtungsjahr (mit YEAR_1998 als Referenzgruppe)	I/B/E/S
INDUSTY DUMMIES	Dummy-Variablen für die Branchenzugehörigkeit gemäß FTSE/DJ Industry Classification Benchmark (ICB)	Datastream

Tabelle 2.3: Regressoren der Replikationsstudie

²⁴ Vgl. Ernstberger/Krotter/Stadler (2008), S. 35.

2.2.2 Ergebnisse

Die Ergebnisse von *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) können auf Basis der dargestellten Analyse nicht nachvollzogen werden. Unterschiede zwischen der hier durchgeführten und der ursprünglichen Studie können in zwei Kategorien eingeteilt werden. Zum einen lässt sich auf Basis der über I/B/E/S und Datastream verfügbaren Daten die von den Autoren berücksichtigte Stichprobe nicht duplizieren. Die Stichprobe weist daher nur 352 bzw. 353 Unternehmen anstatt 591 Unternehmen auf. Die Gründe für diese Reduktion der Stichprobe um 239 Unternehmen lassen sich nicht auf die veränderte Messung des Unternehmensbetas oder die unterschiedliche Brancheneinteilung zurückführen. Weiterhin können in der Stichprobe im Gegensatz zur Studie von *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) keine Small Caps, d.h. Unternehmen, die im SDAX gelistet sind, identifiziert werden. Die untersuchten Unternehmen unterteilen sich in DAX-, MDAX- und TecDAX-Unternehmen sowie Gesellschaften, die nicht in einem der genannten Indizes (inklusive SDAX) gelistet sind.

Zum anderen deuten die Regressionen der Modelle 1a-1c und 2a-2c Befunde an, die nicht mit denen von *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) vereinbar sind. Tabelle 2.4 zeigt Unterschiede im Bereich der Wirkung von internationaler Rechnungslegung auf die Prognosegenauigkeit von Finanzanalysten. Insbesondere die Anwendung der IFRS führt tendenziell zu einer weniger exakten EPS-Prognose in Relation zur Rechnungslegung nach HGB. Der Einfluss der IFRS ist dabei in den Modellen 1b und 1c nicht signifikant. Diese Ergebnisse widersprechen der Hypothese 1, wonach der Übergang auf internationale Rechnungslegung einen positiven Effekt auf die Analystenprognose hat. Im Einklang mit Hypothese 1 bewirkt die Übernahme der US-GAAP genauere Konsensusschätzungen hinsichtlich des Gewinns pro Aktie.

Gemäß Hypothese 2 soll die erstmalige Übernahme neuer Rechnungslegungsstandards zu einer geringeren Prognosegenauigkeit im Jahr der Übernahme führen als in anderen Berichtsperioden. *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) vermuten, dass die Prognosegenauigkeit insbesondere beim Wechsel von HGB auf US-GAAP sinkt. Diese Hypothese kann durch die vorliegende Analyse nicht durchgängig gestützt werden. Im Jahr der Erstanwendung internationaler Rechnungslegung stellt sich ein jeweils signifikanter gegenläufiger Einfluss auf die EPS-Konsensusschätzung im Vergleich zum gesamten Einfluss der internationalen Rechnungslegung ein.

In den Modellen 2a-2c zeigt sich, dass der Wechsel von HGB bzw. US-GAAP auf IFRS mit einem auf dem 1%-Niveau signifikanten positiven Einfluss auf die Prognosegenauigkeit einhergeht und somit der Hypothese zuwiderläuft. Wechselt das Unternehmen allerdings auf US-GAAP, beeinträchtigt dies die Prognosegenauigkeit im Jahr der Erstanwendung signifikant und stützt so die Vermutung der Autoren.

Im Folgejahr der erstmaligen Anwendung internationaler Rechnungslegung kann ebenfalls ein signifikanter Einfluss auf die Konsensusprognose der Analysten beobachtet werden. Dieser ist – wie auch der Einfluss im Jahr der erstmaligen Anwendung – entgegengesetzt dem Gesamteinfluss der internationalen Rechnungslegung auf die Analystenkonsensusschätzungen. Eine kurzfristige Anpassung der Analystenprozesse und -prognosen, wie sie *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) in Hypothese 3 formulieren, scheint nicht vorzuliegen. Die signifikant von Null verschiedenen Koeffizienten des Einflusses der Erstanwendung von IFRS und US-GAAP im Jahr nach der erstmaligen Übernahme sprechen vielmehr für einen sich fortsetzenden Effekt der Rechnungslegungsumstellung.

Alle hier dargestellten Interpretationen der in Tabelle 2.4 aufgeführten Regressionen müssen allerdings mit Vorsicht betrachtet werden, da die Modelle geringe Bestimmtheitsgrade – gemessen am adjustierten R^2 – aufweisen. Die Integration der Dummy-Variable $ADOPT_{i,t}$ zur Messung des Effekts der erstmaligen Anwendung von IFRS und US-GAAP sowie des Einflusses auf die Folgejahre in Modell 2 führt nicht zu einer maßgeblichen Verbesserung des Erklärungsgehalts gegenüber Modell 1.²⁵

²⁵ Siehe die Bestimmtheitsmaße R^2 der Modellen 1a-1c im Vergleich zu den Modellen 2a-2c in Tabelle 2.4.

Variable	erw. Vor- zeichen	Model (1a)	Model (1b)	Model (1c)	Model (2a)	Model (2b)	Model (2c)
Intercept	+/-	-3.616*** (-4.22)	-2.215*** (-2.70)	-2.440*** (-2.97)	-3.595*** (-4.20)	-2.199*** (-2.68)	-2.419*** (-2.96)
IFRS _t	+	-0.252*** (H1)	-0.009 (-0.10)	-0.018 (-0.20)	-0.463*** (-5.04)	-0.237** (-2.04)	-0.242** (-2.14)
USGAAP _t	+	0.346*** (H1)	0.629*** (5.11)	0.578*** (4.91)	0.421*** (4.61)	0.693*** (5.13)	0.645*** (4.96)
ADOPT _t *IFRS _t *HGB _{t-1}	-				0.724*** (5.93)	0.737*** (5.85)	0.718*** (5.79)
ADOPT _t *IFRS _t *USGAAP _{t-1}	+/-				0.561*** (4.15)	0.530*** (4.16)	0.452*** (3.67)
ADOPT _t *USGAAP _t *HGB _{t-1}	-				-0.462*** (H2)	-0.471*** (-3.80)	-0.470*** (-3.95)
ADOPT _t *USGAAP _t *IFRS _{t-1}	+/-				-1.298*** (-7.45)	-1.130*** (-7.13)	-1.009*** (-6.92)
ADOPT _{t-1} *IFRS _t	+/-				0.695*** (H3)	0.798*** (6.53)	0.789*** (6.51)
ADOPT _{t-1} *USGAAP _t	+/-				-0.287*** (H3)	-0.213** (-2.45)	-0.205** (-2.37)
TIME _t	-	-0.000 (-0.76)	0.000 (0.85)	0.000 (0.75)	-0.000 (-0.83)	0.000 (0.75)	0.000 (0.66)
ln(MCAP _t)	+	0.090*** (8.60)			0.091*** (8.59)		
COVERAGE _t	+		-0.009*** (-3.07)			-0.009*** (-3.01)	
DAX _t	+			-0.195*** (-3.69)			-0.171*** (-3.33)
MDAX _t	+			0.026 (0.57)			0.004 (0.09)
TECDAX _t	+			0.220 (1.15)			0.179 (0.94)
BETA _t	-	-0.092*** (-3.09)	-0.029 (-1.07)	-0.052* (-1.65)	-0.095*** (-3.11)	-0.032 (-1.15)	-0.053* (-1.66)
LOSS _t	-	-1.088*** (-7.88)	-1.435*** (-8.82)	-1.432*** (-8.77)	-1.081*** (-7.87)	-1.429*** (-8.78)	-1.426*** (-8.73)
LOSS _{t-1}	-	-0.765*** (-4.95)	-0.678*** (-3.82)	-0.665*** (-3.75)	-0.787*** (-4.98)	-0.694*** (-3.85)	-0.683*** (-3.78)
US-CROSSLIST _{t-1}	+/-	0.131** (2.44)	0.388*** (6.57)	0.408*** (6.17)	0.131** (2.45)	0.389*** (6.60)	0.398*** (6.13)
GDP _t		0.181*** (4.66)	0.029 (0.59)	0.072* (1.66)	0.180*** (4.63)	0.032 (0.64)	0.076* (1.73)
YEAR_1999		-0.055* (-1.95)	0.021 (0.64)	0.015 (0.45)	-0.083*** (-2.73)	-0.010 (-0.28)	-0.017 (-0.49)
YEAR_2000		0.061 (1.50)	0.170*** (2.69)	0.146** (2.43)	0.051 (1.18)	0.146** (2.24)	0.119* (1.93)
YEAR_2001		0.601*** (5.04)	-0.024 (-0.12)	0.107 (0.64)	0.579*** (4.99)	-0.043 (-0.23)	0.087 (0.52)
YEAR_2002		-0.314** (-2.26)	-0.625*** (-3.60)	-0.518*** (-3.51)	-0.320** (-2.31)	-0.627*** (-3.61)	-0.518*** (-3.51)
YEAR_2003		-0.783*** (-3.86)	-0.950*** (-4.69)	-0.883*** (-4.30)	-0.783*** (-3.86)	-0.947*** (-4.69)	-0.882*** (-4.29)
YEAR_2004		0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
Industry Dummies	+/-	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N		17566	17987	17987	17566	17987	17987
Firms		352	353	353	352	353	353
r ²		0.064	0.052	0.052	0.065	0.053	0.053
adj. R ²		0.062	0.050	0.050	0.063	0.051	0.051
F-Statistics		8.62	8.13	8.15	7.24	6.89	6.92

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der robusten linearen Regression von verschiedenen Einflussfaktoren auf den absoluten Prognosefehler gemessen am Median der Konsensschätzung standardisiert durch den jeweiligen Aktienkurs in der Mitte des Beobachtungsmontat (FA_MEDIAN) mit t-Statistik in Klammern. *** signifikant auf dem 1%-Niveau, ** signifikant auf dem 5%-Niveau, * signifikant auf dem 10%-Niveau.

Tabelle 2.4: Robuste lineare Regression

Der geringe Erklärungsgehalt der Modelle kann durch Beobachtungen zustande kommen, die die Ergebnisse der Regression stark beeinflussen. Diese multivariaten Ausreißer stellen zumeist „ungewöhnliche“ Beobachtungen dar, die die verzerren.²⁶ Hinweise zu multivariaten Ausreißern gibt z.B. die *difference-in-beta-values*-Methode (DFBETA), welche den standardisierten²⁷ Einfluss einer Beobachtung auf die geschätzten Koeffizienten der Regressoren bestimmt:²⁸

$$(2.4) \quad DFBETA_{i,k} = \frac{\beta_k - \beta_{k(i)}}{s_{e(i)} / \sqrt{RSS_k}};$$

mit:

β_k	=	geschätzter Koeffizient der Variable k ;
$\beta_{k(i)}$	=	geschätzter Koeffizient der Variable k ohne Beobachtung i ;
$s_{e(i)}$	=	Standardabweichung der Residuen ohne Beobachtung i ;
RSS_k	=	Quadratsumme der Residuen.

Der Einfluss einzelner Beobachtungen auf die jeweiligen Koeffizienten gilt als groß, wenn:²⁹

$$(2.5) \quad |DFBETA_{i,k}| > 2/\sqrt{n};$$

mit: n = Anzahl der Beobachtungen.

Die Abbildung 2.1 und Abbildung 2.2 verdeutlichen den Einfluss der jeweiligen Beobachtungen auf die einzelnen Koeffizienten der unbereinigten Regression des Modells 1a. Die Abbildungen stellen die Residuen der einzelnen Beobachtungen den geschätzten Werten für *FA_MEDIAN* gegenüber. Der Radius der abgetragenen Residuen ist proportional zu *DFBETA* der abgetragenen Beobachtung in Bezug zum betrachteten Koeffizienten. Die Abbildungen zeigen, dass die multivariaten Ausreißer, die ein großes Residuum verursachen, einen großen Einfluss auf die Koeffizienten ausüben. Des Weiteren verzerren die multivariaten Ausreißer die geschätzten Koeffi-

²⁶ Vgl. Wooldridge (2009), S. 325; Greene (2003), S. 60; Kohler/Kreuter (2008), S. 215 f. Vgl. zu den Ursachen multivariater Ausreißer die weiteren Ausführungen dieses Kapitels.

²⁷ Vgl. zur Standardisierung durch den Nennen der Berechnung von DFBETA Hamilton (1992), S. 125.

²⁸ Vgl. zur Bestimmung von DFBETA Kohler/Kreuter (2008), S. 215-224.

²⁹ Vgl. Belsley/Kuh/Welsch (2005), S. 28; anderer Meinung sind Bollen/Jackman (1990), S. 267.

zienten in eine Richtung, sodass sie sich tendenziell nicht ausgleichen und die Regression systematisch verzerren. Eine Bereinigung der Stichprobe um diese Beobachtungen, deren Abweichungen durch das Modell nicht hinreichend erklärt werden können, versucht die Verzerrungen auf die geschätzten Koeffizienten zu verringern.

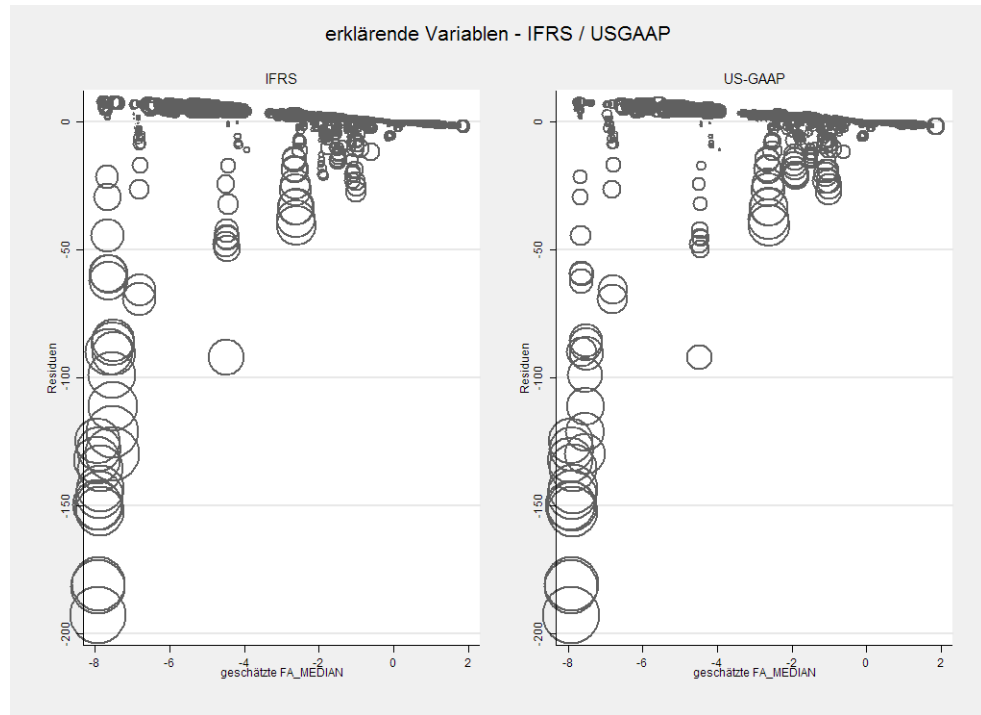


Abbildung 2.1: DFBETA-Analyse des Einflusses der Beobachtungen auf die geschätzten Koeffizienten für *IFRS* und *USGAAP*

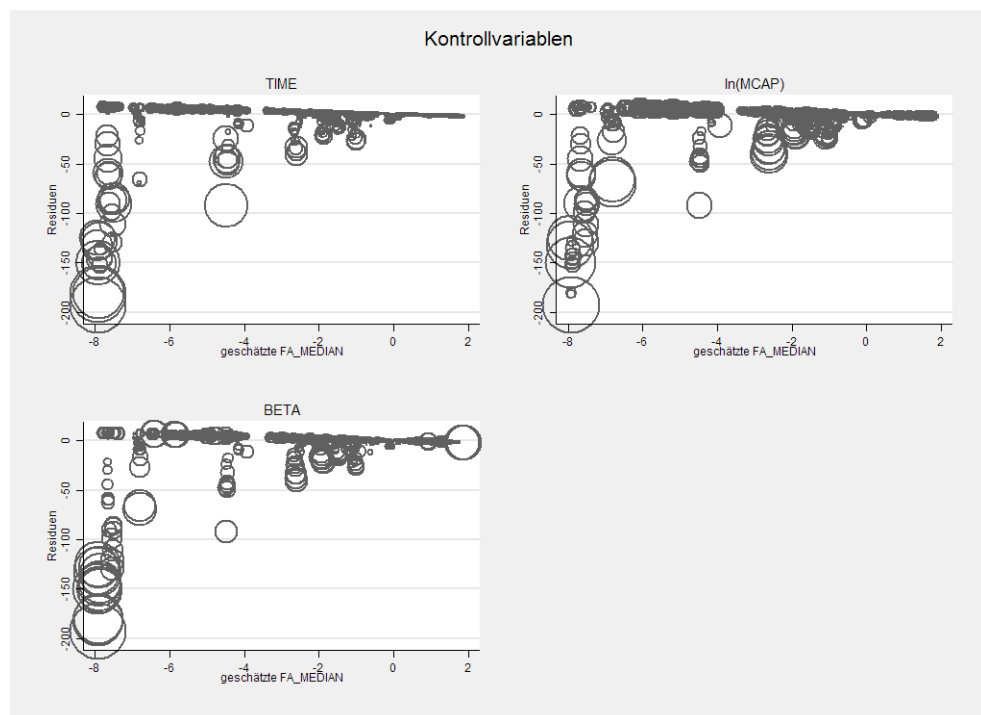


Abbildung 2.2: DFBETA-Analyse des Einflusses der Beobachtungen auf die geschätzten Koeffizienten für *TIME*, *ln(MCAP)* und *BETA*

Multivariate Ausreißer haben oft eine hohe Hebelwirkung, d.h. führen zu starken Veränderungen der Koeffizienten, oder weisen große Residuen auf. Jedoch sind nicht alle Beobachtungen mit hoher Hebelwirkung oder großen Residuen einflussreich. Zur gemeinsamen Beurteilung von Hebelwirkung (Leverage) und Residuen (Diskrepanz) wird die Cook's Distance herangezogen, die beide Element multiplikativ verbindet. Im linearen Regressionsmodell lautet die Formel:³⁰

$$(2.6) \quad D_i = \frac{h_i}{(1-h_i)} * \frac{e_i'^2}{k+1};$$

mit: e_i' = standardisiertes Residuum der Beobachtung i ;
 h_i = Diagonalelement Hat-Matrix der Beobachtung i ;
 k = Anzahl der Koeffizienten.

Cook's D-Werte, d.h. der Einfluss einzelner Beobachtungen auf die Regression, gelten als groß, wenn:³¹

$$(2.7) \quad D_i > 4/n.$$

Tabelle 2.5 und Tabelle 2.6 stellen die Ergebnisse der Regression vor und nach der Bereinigung mit Hilfe der Cook's Distance und von DFBETA dar. Durch die Bereinigung von multivariaten Ausreißern kann der Bestimmtheitsgrad gemessen am adjustierten R^2 von 0,062 in Modell 1a auf 0,123 bzw. 0,293 gesteigert werden. Ähnliche Steigerungen des adjustierten R^2 erfahren auch die übrigen Modelle 1b-1c und 2a-2c. Diese Steigerungen gehen mit einer Reduktion der geschätzten Koeffizienten nahezu aller unabhängigen Variablen einher. Der Erklärungsgehalt der unabhängigen Variablen im Modell wird somit durchgehend geringer. Gleichzeitig nimmt die Anzahl der untersuchten Beobachtungen und der beobachteten Unternehmen ab, was in einer eingeschränkten Stichprobe resultiert.

³⁰ Vgl. für eine ausführliche Darstellung *Cook* (1982). Vgl. auch *Fahrmeir/Brachinger* (1996), S. 116-118.

³¹ Vgl. zur graphischen Aufbereitung und zum genannten Schwellenwert *Schnell* (1994), S. 225.

Variable	erw. Vor- zeichen	Model (1a)			Model (1b)			Model (1c)		
		unbereinigt	bereinigt Cook's D	bereinigt DFbeta	unbereinigt	bereinigt Cook's D	bereinigt DFbeta	unbereinigt	bereinigt Cook's D	bereinigt DFbeta
Intercept	+/-	-3.616*** (-4.22)	-0.855*** (-8.28)	-3.972*** (-15.68)	-2.215*** (-2.70)	-0.331*** (-3.06)	-3.504*** (-13.04)	-2.440*** (-2.97)	-0.373*** (-3.39)	-3.570*** (-13.95)
IFRS _t	+	-0.252*** (H1) (-4.09)	-0.016** (-2.08)	-0.031*** (-4.90)	-0.009 (-0.10)	0.007 (0.70)	-0.002 (-0.32)	-0.018 (-0.20)	-0.008 (-0.83)	-0.013* (-1.94)
USGAAP _t	+	0.346*** (H1) (4.63)	0.044*** (3.60)	0.022** (2.55)	0.629*** (5.11)	0.085*** (6.03)	0.071*** (7.09)	0.578*** (4.91)	0.050*** (3.41)	0.048*** (4.54)
TIME _t	-	-0.000 (-0.76)	-0.000* (-1.77)	-0.000*** (-3.38)	0.000 (0.85)	-0.000 (-1.39)	-0.000*** (-3.18)	0.000 (0.75)	-0.000** (-2.04)	-0.000*** (-3.44)
ln(MCAP _t)	+	0.090*** (8.60)	0.047*** (14.62)	0.035*** (15.11)						
COVERAGE _t	+				-0.009*** (-3.07)	0.000 (0.52)	-0.000 (-0.68)			
DAX _t	+							-0.195*** (-3.69)	0.074*** (6.53)	0.064*** (8.09)
MDAX _t	+							0.026 (0.57)	0.037*** (3.93)	0.034*** (6.38)
TECDAX _t	+							0.220 (1.15)	0.148*** (7.87)	0.115*** (8.02)
BETA _t	-	-0.092*** (-3.09)	-0.025*** (-5.06)	-0.039*** (-7.62)	-0.029 (-1.07)	-0.012** (-2.34)	-0.028*** (-5.65)	-0.052* (-1.65)	-0.022*** (-3.93)	-0.040*** (-7.56)
LOSS _t	-	-1.088*** (-7.88)	-0.302*** (-13.80)	-0.248*** (-19.58)	-1.435*** (-8.82)	-0.394*** (-16.34)	-0.337*** (-23.67)	-1.432*** (-8.77)	-0.383*** (-15.75)	-0.328*** (-22.52)
LOSS _{t-1}	-	-0.765*** (-4.95)	-0.108*** (-4.61)	-0.089*** (-6.78)	-0.678*** (-3.82)	-0.156*** (-6.08)	-0.129*** (-8.17)	-0.665*** (-3.75)	-0.152*** (-5.77)	-0.119*** (-7.19)
US-CROSSLIST _{t-1}	+/-	0.131** (2.44)	-0.086*** (-4.97)	-0.085*** (-5.64)	0.388*** (6.57)	0.007 (0.41)	-0.022 (-1.43)	0.408*** (6.17)	-0.014 (-0.80)	-0.035** (-2.22)
GDP _t		0.181*** (4.66)	0.008 (1.40)	0.022*** (4.68)	0.029 (0.59)	-0.000 (-0.07)	0.012*** (2.67)	0.072* (1.66)	0.009 (1.39)	0.019*** (4.17)
YEAR_1999		-0.055* (-1.95)	-0.075*** (-5.60)	-0.045*** (-6.11)	0.021 (0.64)	-0.070*** (-5.06)	-0.037*** (-4.91)	0.015 (0.45)	-0.065*** (-4.95)	-0.037*** (-4.90)
YEAR_2000		0.061 (1.50)	0.007 (0.65)	-0.014* (-1.70)	0.170*** (2.69)	0.002 (0.16)	-0.016* (-1.83)	0.146** (2.43)	-0.006 (-0.46)	-0.020** (-2.34)
YEAR_2001		0.601*** (5.04)	-0.009 (-0.60)	0.018* (1.69)	-0.024 (-0.12)	-0.053*** (-2.61)	-0.024** (-2.02)	0.107 (0.64)	-0.036** (-2.00)	-0.009 (-0.86)
YEAR_2002		-0.314** (-2.26)	-0.096*** (-6.20)	-0.057*** (-5.50)	-0.625*** (-3.60)	-0.135*** (-7.11)	-0.111*** (-7.87)	-0.518*** (-3.51)	-0.122*** (-7.18)	-0.092*** (-7.26)
YEAR_2003		-0.783*** (-3.86)	-0.005 (-0.31)	0.018** (2.05)	-0.950*** (-4.69)	-0.009 (-0.58)	0.006 (0.61)	-0.883*** (-4.30)	-0.004 (-0.21)	0.012 (1.16)
YEAR_2004		0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
Industry Dummies	+/-	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N		17566	17484	16706	17987	17894	17372	17987	17894	17347
Firms		352	352	340	353	353	347	353	353	347
R ²		0.064	0.125	0.294	0.052	0.110	0.235	0.052	0.112	0.233
adj. R ²		0.062	0.123	0.293	0.050	0.108	0.234	0.050	0.110	0.232
F-Statistics		8.62	26.46	49.32	8.13	26.81	48.84	8.15	26.86	45.81

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der robusten linearen Regression von verschiedenen Einflussfaktoren auf den absoluten Prognosefehler gemessen am Median der Konsensschätzung standardisiert durch den jeweiligen Aktienkurs in der Mitte des Beobachtungsmonat (FA_MEDIAN) mit t-Statistik in Klammern. *** signifikant auf dem 1%-Niveau, ** signifikant auf dem 5%-Niveau, * signifikant auf dem 10%-Niveau.

Tabelle 2.5: Bereinigte multivariate Regression Modell 1a-1c

Variable	erw. Vor- zeichen	Model (2a)			Model (2b)			Model (2c)		
		unbereinigt	bereinigt Cook's D	bereinigt DFbeta	unbereinigt	bereinigt Cook's D	bereinigt DFbeta	unbereinigt	bereinigt Cook's D	bereinigt DFbeta
Intercept	+/-	-3.595*** (-4.20)	-0.926*** (-8.09)	-4.080*** (-15.57)	-2.199*** (-2.68)	-0.332*** (-3.09)	-3.596*** (-13.96)	-2.419*** (-2.96)	-0.379*** (-3.46)	-3.547*** (-13.90)
IFRS _t	+	-0.463*** (H1)	-0.041*** (-3.86)	-0.043*** (-5.24)	-0.237** (-2.04)	-0.025** (-1.97)	-0.018** (-2.19)	-0.242** (-2.14)	-0.036*** (-2.81)	-0.027*** (-3.23)
USGAAP _t	+	0.421*** (H1)	0.046*** (3.05)	0.022** (2.17)	0.693*** (5.13)	0.079*** (4.74)	0.076*** (6.68)	0.645*** (4.96)	0.041** (2.25)	0.047*** (3.95)
ADOPT _t *IFRS _t *HGB _{t-1}	-	0.724*** (5.93)	0.093*** (7.38)	0.041*** (5.68)	0.737*** (5.85)	0.115*** (8.68)	0.051*** (6.09)	0.718*** (5.79)	0.110*** (8.29)	0.046*** (5.46)
ADOPT _t *IFRS _t *USGAAP _{t-1}	+/-	0.561*** (4.15)	0.074*** (4.47)	0.051*** (4.59)	0.530*** (4.16)	0.083*** (5.28)	0.059*** (5.52)	0.452*** (3.67)	0.044** (2.48)	0.033*** (2.62)
ADOPT _t *USGAAP _t *HGB _{t-1}	-	-0.462*** (H2)	-0.007 (-0.46)	-0.024** (-2.41)	-0.471*** (-3.80)	0.011 (0.74)	-0.041*** (-3.97)	-0.470*** (-3.95)	0.031* (1.85)	-0.033*** (-3.13)
ADOPT _t *USGAAP _t *IFRS _{t-1}	+/-	-1.298*** (-7.45)	-0.269*** (-9.34)	-0.187*** (-9.10)	-1.130*** (-7.13)	-0.156*** (-8.03)	-0.127*** (-7.91)	-1.009*** (-6.92)	-0.126*** (-7.46)	-0.101*** (-7.52)
ADOPT _{t-1} *IFRS _t	+/-	0.695*** (H3)	0.065*** (4.35)	-0.002 (-0.22)	0.798*** (6.53)	0.076*** (4.77)	0.016 (1.32)	0.789*** (6.51)	0.078*** (4.83)	0.016 (1.30)
ADOPT _{t-1} *USGAAP _t	+/-	-0.287*** (H3)	-0.012 (-0.65)	-0.027** (-2.03)	-0.213** (-2.45)	0.010 (0.53)	-0.012 (-0.84)	-0.205** (-2.37)	0.022 (1.14)	-0.007 (-0.47)
TIME _t	-	-0.000 (-0.83)	-0.000* (-1.86)	-0.000*** (-3.31)	0.000 (0.75)	-0.000 (-1.52)	-0.000*** (-3.46)	0.000 (0.66)	-0.000 (-1.52)	-0.000*** (-3.54)
ln(MCAP _t)	+	0.091*** (8.59)	0.048*** (14.55)	0.036*** (14.74)						
COVERAGE _t	+				-0.009*** (-3.01)	0.000 (0.49)	-0.000 (-0.24)			
DAX _t	+							-0.171*** (-3.33)	0.072*** (6.22)	0.069*** (8.67)
MDAX _t	+							0.004 (0.09)	0.029*** (2.95)	0.033*** (6.04)
TECDAX _t	+							0.179 (0.94)	0.149*** (7.65)	0.116*** (8.12)
BETA _t	-	-0.095*** (-3.11)	-0.021*** (-3.91)	-0.036*** (-7.13)	-0.032 (-1.15)	-0.011** (-2.00)	-0.034*** (-6.64)	-0.053* (-1.66)	-0.019*** (-3.30)	-0.045*** (-8.25)
LOSS _t	-	-1.081*** (-7.87)	-0.301*** (-13.20)	-0.252*** (-20.06)	-1.429*** (-8.78)	-0.389*** (-15.69)	-0.329*** (-22.73)	-1.426*** (-8.73)	-0.388*** (-15.70)	-0.325*** (-22.32)
LOSS _{t-1}	-	-0.787*** (-4.98)	-0.129*** (-5.11)	-0.093*** (-7.03)	-0.694*** (-3.85)	-0.168*** (-6.23)	-0.128*** (-7.90)	-0.683*** (-3.78)	-0.164*** (-6.01)	-0.115*** (-7.13)
US-CROSSLIST _{t-1}	+/-	0.131** (2.45)	-0.085*** (-4.90)	-0.086*** (-5.64)	0.389*** (6.60)	0.012 (0.72)	-0.016 (-1.15)	0.398*** (6.13)	-0.010 (-0.55)	-0.035** (-2.31)
GDP _t		0.180*** (4.63)	0.009 (1.37)	0.023*** (4.62)	0.032 (0.64)	0.002 (0.22)	0.008* (1.87)	0.076* (1.73)	0.011 (1.59)	0.016*** (3.45)
YEAR_1999		-0.083*** (-2.73)	-0.080*** (-5.82)	-0.045*** (-6.29)	-0.010 (-0.28)	-0.078*** (-5.52)	-0.036*** (-4.59)	-0.017 (-0.49)	-0.078*** (-5.56)	-0.037*** (-4.59)
YEAR_2000		0.051 (1.18)	0.008 (0.66)	-0.014* (-1.75)	0.146** (2.24)	-0.003 (-0.22)	-0.009 (-0.99)	0.119* (1.93)	-0.013 (-0.91)	-0.011 (-1.26)
YEAR_2001		0.579*** (4.99)	-0.015 (-0.91)	0.026** (2.26)	-0.043 (-0.23)	-0.053*** (-2.61)	-0.026** (-2.19)	0.087 (0.52)	-0.042** (-2.25)	-0.013 (-1.19)
YEAR_2002		-0.320** (-2.31)	-0.097*** (-5.95)	-0.052*** (-5.01)	-0.627*** (-3.61)	-0.138*** (-6.89)	-0.104*** (-7.58)	-0.518*** (-3.51)	-0.126*** (-7.06)	-0.089*** (-7.20)
YEAR_2003		-0.783*** (-3.86)	-0.007 (-0.39)	0.019** (2.12)	-0.947*** (-4.69)	-0.012 (-0.73)	-0.001 (-0.10)	-0.882*** (-4.29)	-0.001 (-0.06)	0.010 (0.98)
YEAR_2004		0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
Industry Dummies	+/-	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N		17566	17489	16680	17987	17896	17226	17987	17897	17193
Firms		352	352	338	353	353	346	353	353	345
R ²		0.065	0.121	0.298	0.053	0.108	0.244	0.053	0.110	0.244
adj. R ²		0.063	0.119	0.296	0.051	0.106	0.242	0.051	0.108	0.242
F-Statistics		7.24	20.99	43.70	6.89	24.03	44.79	6.92	24.19	41.23

Tabelle xx zeigt die Ergebnisse der robusten linearen Regression von verschiedenen Einflussfaktoren auf den absoluten Prognosefehler gemessen am Median der Konsensschätzung standardisiert durch den jeweiligen Aktienkurs in der Mitte des Beobachtungsmonats (FA_MEDIAN) mit t-Statistik in Klammern. *** signifikant auf dem 1%-Niveau, ** signifikant auf dem 5%-Niveau, * signifikant auf dem 10%-Niveau.

Tabelle 2.6: Bereinigte multivariate Regression Modell 2a-2c

2.2.3 Analyse der empirischen Befunde

Ernstberger/Krotter/Stadler (2008) beabsichtigen mit Hilfe ihrer empirischen Analyse, die drei in Kapitel 2.1.1 genannten Hypothesen zu testen. Als Basis der Hypothesentests dienen die Modelle 1a-1c und 2a-2c,³² die mithilfe einer linearen Regression getestet werden sollen. Bei der durchgeführten empirischen Analyse in Anlehnung an die Studie von *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) zeigen sich unter anderem multivariaten Ausreißer, die einen geringen Bestimmtheitsgrad der Modelle verursachen. Ausreißer können unter anderem mit einer fehlerhaften Dateneingabe, einer Verzerrung der Regression aufgrund einer geringen Stichprobengröße, der Einbeziehung unterschiedlicher Populationen in einer Stichprobe und einem fehlerhaft spezifizierten Regressionsmodell erklärt werden.³³ Die drei erstgenannten Gründe können infolge der vollständigen und konsistenten Datenerhebung sowie der sorgfältigen Aufbereitung der vorhandenen Daten als nicht zutreffend angesehen werden. Daher ist zu prüfen, ob eine fehlerhafte Spezifikation des Regressionsmodells vorliegt, die es nicht ermöglicht, die unterschiedlichen Konsensusschätzungen bezüglich der Gewinne pro Aktie der verschiedenen Unternehmen im Untersuchungszeitraum hinreichend zu erklären.

Die graphische Darstellung der abhängigen Variabel *FA_MEDAIN* und der erklärenden Variablen *TIME*, *ln(MCAP)* und *BETA* deutet darauf hin, dass die Modellspezifikation nicht linear in den Koeffizienten ist. Dies wird unter anderem durch die Operationalisierung der Prognosegenauigkeit als abhängige Variable verursacht. *FA_MEDIAN* berechnet sich aus dem absoluten Prognosefehler der EPS-Median-schätzung der Analysten in Bezug zum tatsächlichen Gewinn pro Aktie, standardisiert durch den jeweiligen Aktienkurs in der Mitte des Beobachtungsmonats. Diese Operationalisierung führt dazu, dass die zu erklärende Variable eine enorme Linksschiefe aufweist. In Abbildung 2.3 wird dieser Sachverhalt deutlich. In ihr werden die Abstände der nächstgrößeren und der nächstkleineren Beobachtung von *FA_MEDIAN* zum Median dessen Verteilung gegenüber. Bei einer symmetrischen Verteilung würden die Abstände der gegenübergestellten Beobachtungen ähnliche Werte annehmen und (annähernd) auf der Diagonale liegen. Die Verteilung von

³² Vgl. für eine zusammenfassende Darstellung Kapitel 2.1.1.

³³ Vgl. zu den Ursachen von multivariaten Ausreißern u.a. *Wooldridge* (2009), S. 325; *Kohler/Kreuter* (2008), S. 215.

FA_MEDIAN zeigt hingegen eine linksschiefe Verteilung auf – die Abstände unter dem Median sind größer als die Abstände über dem Median.

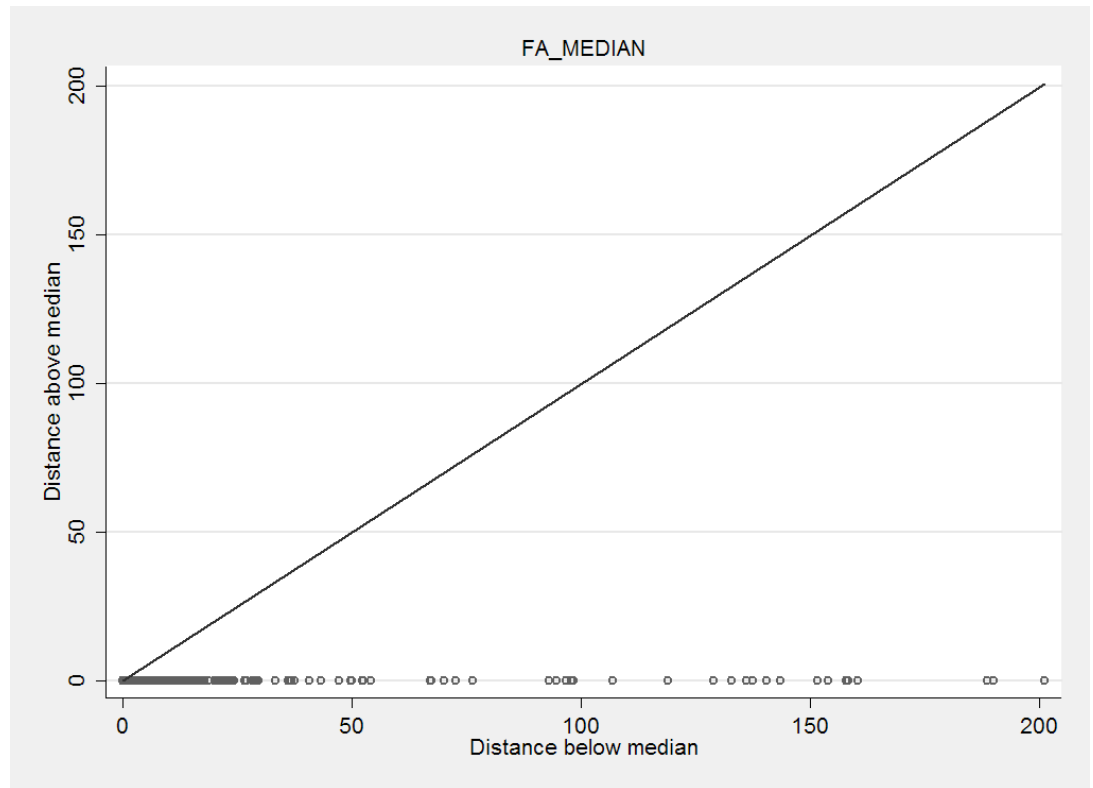


Abbildung 2.3: Symplot der abhängigen Variabel FA_MEDIAN

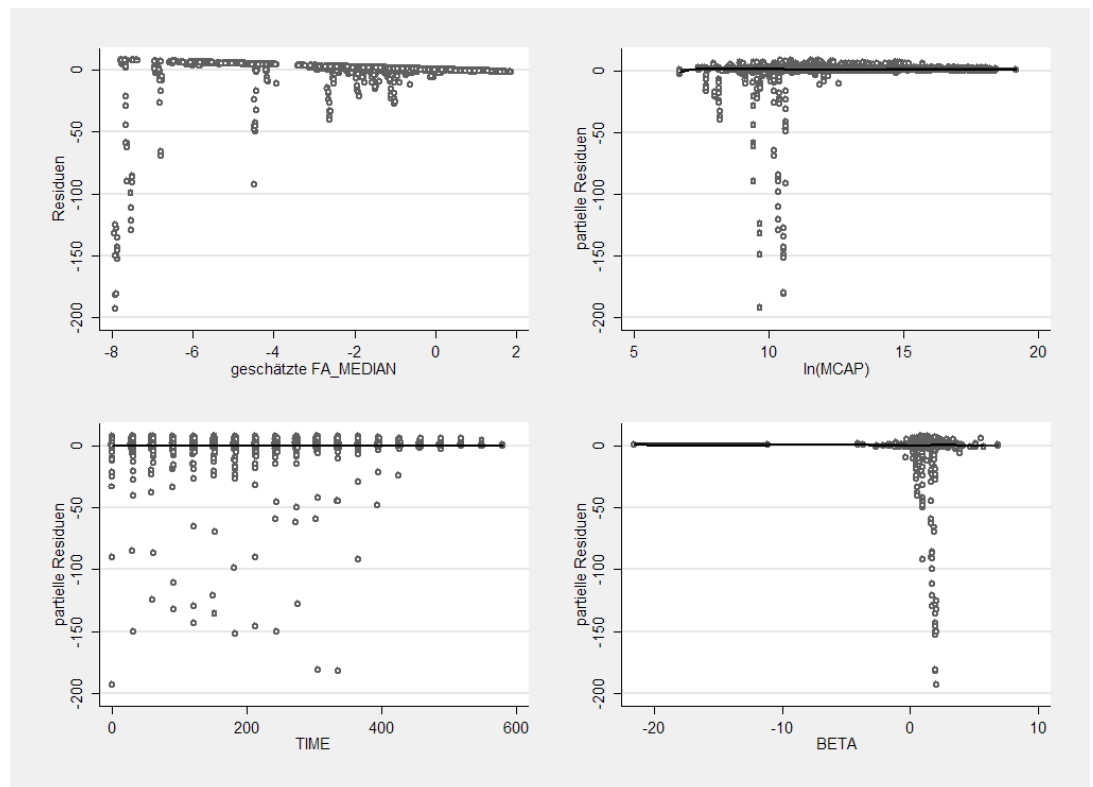


Abbildung 2.4: Residuenplot und partielle Residuen $\ln(MCAP)$, $TIME$ und $BETA$ Symplot der abhängigen Variabel FA_MEDIAN

Bei einer derartigen Verteilung der abhängigen Variablen ist zu befürchten, dass die Homoskedastieannahme, die für eine effiziente Schätzung der Koeffizienten unabdingbar ist, verletzt ist. Sowohl Abbildung 2.4 als auch die abgelehnten White- und Breusch-Pagan-Tests mit der Hypothese homoskedastisch verteilter Residuen stützen diese Befürchtung.³⁴ Um eine bedingte Heteroskedastie auszuschließen wurde die robuste Regression der Tabelle 2.4 mit der OLS-Regression der Modelle 1a-1c und 2a-2c verglichen. Hierbei deuten die ähnlichen Koeffizientenschätzer, Standardfehler der Koeffizientenschätzer und adjustierten Bestimmtheitsmaße R^2 darauf hin, dass keine bedingte Heteroskedastie vorliegt.³⁵ Es muss daher davon ausgegangen werden, dass durch die unbedingte Heteroskedastie ineffiziente Koeffizienten geschätzt werden. Koeffizientenverzerrungen aufgrund von Heteroskedastie werden zwar auf Basis robuster Schätzung gemildert, Erkenntnisse über die Ursache könnten allerdings effizientere Schätzer zulassen. Insbesondere sollten nicht-lineare Regressionsmodelle zur Lösung dieser Ineffizienzproblematik der Schätzung herangezogen werden.

Im oben dargestellten Modell besteht darüber hinaus Multikollinearität zwischen den Kontrollvariablen für die verschiedenen Beobachtungsjahre und der in der Regression einbezogenen Wachstumsrate des weltweiten Bruttoinlandsprodukts (*GDP*). Dies führt bei der Regression zur Eliminierung der Variable *YEAR_2004* aufgrund linearer Abhängigkeit zwischen den *YEAR_1998-YEAR_2004* und *GDP*.

3 Fazit

Die Studie von *Ernstberger/Krotter/Stadler* (2008) kann infolge der von ihnen veröffentlichten Angaben nur ansatzweise nachgebildet werden. Die hier dargestellten Ergebnisse sind aufgrund der Mängel der Modellspezifikation in Verbindung mit der angewandten robusten linearen Regression nicht repräsentativ. Die angeführten Mängel führen dazu, dass anhand der durchgeführten Regression keine Aussagen zur Wirkung der Rechnungslegung – insbesondere der Umstellung von HGB auf IFRS bzw. US-GAAP – auf die Prognosegenauigkeit der Medianschätzung von Finanzanalysten getroffen werden kann. Ziel der weiteren Forschung muss es somit sein, die

³⁴ Sowohl der Homoskedastie-Test nach White als auch der Breusch-Pagan-Tests lehnen die Nullhypothese der homoskedastisch verteilten Residuen auf dem 1%-Signifikanzniveau ab. Vgl. zu den Testverfahren *Wooldridge* (2009), S. 271-275; *Greene* (2003), S. 222-225.

Modellspezifikation weiterzuentwickeln, um Gewinnprognosen und ihre Genauigkeit empirisch zu ergründen.³⁶

³⁵ Vgl. *Baum* (2006), S. 136 f.

³⁶ Vgl. hierzu den Ansatz von *Hodgdon et al.* (2008), S. 7 f.

Literaturverzeichnis

Acker, Daniella/Horton, Jo/Tonks, Ian (2002): Accounting standards and analysts' forecasts: the impact of FRS3 on analysts' ability to forecast EPS, in: *Journal of Accounting Public Policy*, 21. Jg., S. 193-217.

Backhaus, Klaus/Erichson, Bernd/Plinke, Wulff/Weiber, Rolf (2008): *Multivariate Analysemethoden*, 12. Aufl., Berlin u.a.

Baum, Christopher F. (2006): *An introduction to modern econometrics using stata*, College Station, Tex.

Belsley, David A./Kuh, Edwin/Welsch, Roy E. (2005): *Regression diagnostics*, New York.

Bollen, Kenneth A./Jackman, Robert W. (1990): Regression Diagnostics: An Expository Treatment of Outliers and Influential Cases, in: *Fox, John/Long, J. Scott* (Hrsg.): *Modern methods of data analysis*, Newbury Park, S. 257-291.

Cook, R. Dennis/Weisberg, Sanford (1982): Criticism and Influence Analysis in Regression, in: *Leinhardt, Samuel* (Hrsg.): *Sociological Methodology*, San Francisco, S. 313-361.

Daske, Holger (2005): *Adopting international financial reporting standards in the European Union*, Frankfurt a. M.

Ernstberger, Jürgen/Krotter, Simon/Stadler, Christian (2008): Analysts' Forecast Accuracy in Germany: The Effect of Different Accounting Principles and Changes of Accounting Principles, in: *Business Research*, 1. Jg., S. 26-53.

Fahrmeir, Ludwig/Brachinger, Wolfgang (1996): *Multivariate statistische Verfahren*, 2. Aufl., Berlin u.a.

Greene, William H. (2003): *Econometric analysis*, 5. Aufl., Upper Saddle River u.a.

Hamilton, Lawrence C. (1992): *Regression with graphics*, 2. Aufl., Belmont.

Hartung, Joachim/Elpelt, Bärbel/Klösener, Karl-Heinz (2005): Statistik, 14. Aufl., München u.a.

Higgins, Huong Ngo (1998): Analyst Forecasting Performance in Seven Countries, in: Financial Analysts Journal, Vol. 54, S. 58-62.

Hodgdon, Christopher/Tondkar, Rasoul H./Harless, David W./Adhikari, Ajay (2008): Compliance with IFRS disclosure requirements and individual analysts' forecast errors, in: Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, Vol. 17, S. 1-13.

Holthausen, Robert W./Watts, Ross L. (2001): The Relevance of the Value-Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 31, S. 3-75.

Hope, Ole-Kristian (2003): Accounting Policy disclosures and Analysts' Forecasts, in: Contemporary Accounting Research, Vol. 20, S. 295-321.

Hope, Ole-Kristian (2004): Variations in the Financial Reporting Environment and Earnings Forecasting, in: Journal of International Financial Management and Accounting, Vol. 15, S. 21-43.

Kohler, Ulrich/Kreuter, Frauke (2008): Datenanalyse mit Stata, 3. Aufl., München u.a.

Lang, Mark H./Lins, Karl V./Miller, Darius P. (2003): ADRs, Analysts, and Accuracy: Does Cross Listing in the United States Improve a Firm's Information Environment and Increase Market Value? in: Journal of Accounting Research, Vol. 41, S. 317-345.

Lang, Mark H./Lundholm, Russell J. (1996): Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior, in: Accounting Review, Vol. 71, S. 467-492.

Schnell, Rainer (1994): Graphisch gestützte Datenanalyse, München.

Wooldridge, Jeffrey M. (2009): Introductory econometrics, 4. Aufl., Mason.